



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

291

**O desempenho recente da política monetária brasileira sob
a ótica da modelagem DSGE**

Bruno Freitas Boynard de Vasconcelos e José Angelo Divino

Setembro, 2012

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 291	setembro	2012	p. 1-36
--------------------------	----------	--------	----------	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Adriana Soares Sales – *E-mail*: adriana.sales@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 291.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Comun/Cogiv

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

E-mail: editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Atendimento ao Público

Banco Central do Brasil

Secre/Surel/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <<http://www.bcb.gov.br>>

O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE

Bruno Freitas Boynard de Vasconcelos *

José Angelo Divino **

Resumo

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Esse artigo estimou o modelo DSGE proposto por Smets e Wouters (2007) para a economia brasileira, usando técnicas Bayesianas, com o objetivo de analisar o desempenho recente da política monetária sob o regime de metas para a inflação. Obteve estimativas de parâmetros estruturais ainda pouco conhecidos e revelou a dinâmica da economia diante de diversos choques exógenos. Dentre os principais resultados, destaca-se o caráter anti-inflacionário da política monetária no período, a influência das expectativas na definição da taxa de juros e a relação negativa entre choque de produtividade e horas trabalhadas. No geral, o comportamento da política monetária brasileira é compatível com práticas internacionais observada em economias mais desenvolvidas.

Palavras chaves: Modelagem DSGE; Estimação Bayesina; Política monetária.

Códigos JEL: E32; E37; C11.

* Banco Central do Brasil e Universidade Católica de Brasília. E-mail: bruno.vasconcelos@bcb.gov.br.

** Universidade Católica de Brasília, Programa de Pós Graduação em Economia, SGAN 916, Sala A-116, Zip: 70790-160, Brasília - DF, Brasil. Telefone: +55 (61) 3448-7192 Fax: (61) 3347-4797. E-mail: jangelo@pos.ucb.br. O autor agradece ao CNPq pelo apoio financeiro.

1. Introdução

A modelagem DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) vem ganhando notável popularidade, tanto no meio acadêmico quanto junto a bancos centrais de diversos países. Em particular, gerações mais recentes desses modelos obtiveram desempenho preditivo tão bom quanto ou até superior às técnicas menos restritivas de modelagem macroeconômica, como os vetores autoregressivos (VAR). Nesse sentido, o trabalho de Smets e Wouters (2003b) é reconhecido na literatura por suas contribuições seminais ao desenvolvimento da modelagem DSGE.

As aplicações desse instrumental, contudo, são realizadas, em sua maioria, para países desenvolvidos, havendo uma relativa carência de trabalhos para economias em desenvolvimento. Isto decorre, principalmente, do fato de que o esforço de estimação dos modelos DSGE para países em desenvolvimento encontra obstáculos na falta de séries temporais adequadas e na instabilidade das séries existentes, geralmente sujeitas a mudanças de regime e elevada volatilidade.

No caso brasileiro, embora recentemente tenha despertado o interesse dos pesquisadores, ainda são poucos os trabalhos disponíveis sobre a estimação de modelos DSGE. Merecem destaque Sin e Gaglianone (2006), Silveira (2006, 2008), Valli e Carvalho (2009), Nunes e Portugal (2009), Furlani, Portugal e Laurini (2010), Carvalho e Valli (2011) e Castro et. al. (2011). De modo geral, esses modelos foram estimados usando diferentes procedimentos, como método dos momentos generalizados (GMM), estimação da distância mínima entre as funções de impulso resposta do VAR e do DSGE (MDIR), máxima verossimilhança (MLE) e métodos bayesianos. Dentre essas técnicas, a metodologia bayesiana vem ganhando espaço na literatura por causa de sua associação à modelagem DSGE. Isso ocorre em função das vantagens que este método possui em relação aos demais no trato de limitações encontradas no processo de identificação e estimação dos parâmetros.¹

A econometria bayesiana, aplicada à modelagem DSGE, permitiu tratar com maior eficácia diversas limitações da estimação. Abordou, por exemplo, o uso de toda a informação da amostra (*full information likelihood*) em relação à parametrização do modelo [Chari, Kehoe e McGrattan (2007) e Canova (2007)], erros de especificação [Del Negro e Schorfheide (2005) e Canova (2007)], problemas de identificação [Canova

¹ A aplicação da modelagem DSGE a outras economias com níveis de desenvolvimento semelhantes à brasileira pode ser encontrada, por exemplo, em Gabriel et. al. (2010) e Zhi-hong et. al. (2010).

e Sala (2009), An e Schorfheide (2007) e Fernandez-Villaverde e Rubio Ramirez (2004)], o dilema da estimação absurda dos parâmetros [An e Schorfheide (2007)], e a interpretação forte (*strong interpretation*) dos parâmetros estimados [Geweke (1999)]. Nesse sentido, ainda que sujeita a outras fragilidades, tornou-se a ferramenta mais empregada na estimação de modelos DSGE.

O objetivo desse artigo é estimar o modelo de Smets e Wouters (2007), ou SW2007 para simplificar, para a economia brasileira com a finalidade de: (i) analisar o desempenho recente da política monetária baseada no regime de metas para a inflação e (ii) obter estimativas de parâmetros estruturais ainda pouco explorados. A escolha do modelo de SW2007 se deve ao fato deste ser um dos mais importantes da literatura DSGE novo-keynesiana recente. A estimação irá atentar para as especificidades da economia brasileira, como a maior volatilidade das séries de dados observados. Dentre as técnicas de modelagem macroeconômicas disponíveis, a escolha da estrutura DSGE novo-keynesiana é justificada por sua flexibilidade na inserção de imperfeições nos diversos mercados da economia. Além do mais, ela permite estimar parâmetros menos sensíveis a alterações de política econômica, ditos estruturais, possibilitando assim analisar a dinâmica da economia diante de choques alternativos.

Para tanto, buscou-se focar a estimação no período recente, após a mudança de regime de política monetária ocorrida em 1999². O período considerado na análise será de 2000 a 2009, caracterizado por uma política monetária bem definida e por estabilidade macroeconômica. Vale ressaltar que, nesse período, a política monetária guia-se pelo regime de metas para a inflação, acompanhado por uma taxa de câmbio flutuante. O último ano é 2009 por causa da crise financeira internacional, que se iniciou nos EUA em 2008 e atingiu a economia brasileira ao final do período analisado. Medidas expansionistas de políticas fiscal e monetária editadas para conter os efeitos negativos da crise internacional sobre o nível interno de atividade econômica afetaram as séries analisadas a partir de 2010, gerando choques exógenos indesejáveis à modelagem da economia. O período analisado capta um ciclo de crescimento da economia brasileira (2003 – 2007) e uma crise internacional (2008 – 2009).

Sin e Gaglianone (2006) também aplicaram ao Brasil uma variante do modelo de SW2007, estimado nesse artigo, o modelo de Smets e Wouters (2003a). Há, porém,

² Naquela ocasião, o país abandonou o regime de taxa de câmbio administrada e adotou o sistema de metas para a inflação, permitindo a flutuação da taxa de câmbio e focando a política monetária no controle da inflação.

importantes diferenças entre a abordagem dos autores mencionados e aquela desenvolvida neste trabalho. A principal é que os modelos de Smets e Wouters (2003a, 2007) são distintos, sendo o primeiro um predecessor do segundo. Além disso, há diferenças no que se refere ao período da análise e distribuições priors associadas aos parâmetros estimados. O período aqui considerado inicia-se após a adoção do regime de metas para a inflação, em 2000, passa pela crise internacional agravada pela quebra do Lehman Brothers no final de 2008 e vai até o fim de 2009, quando as políticas fiscal e monetária ampliam suas atuações na economia brasileira.

Já a aplicação de Sin e Gaglianone (2006) refere-se ao período heterogêneo compreendido ente 1992 e 2005, misturando a instabilidade inflacionária do início dos anos 90, com edição do plano Real e a mudança para o regime de metas para a inflação. Quanto às distribuições priors, Sin e Gaglianone (2006) reconhecem terem obtido posteriors com formatos bastante estranhos, sugerindo problemas de identificação na estimação. A semelhança entre os estudos fica por conta das séries de tempo incluídas na estimação Bayesiana. Ambos se basearam nas séries de produto, consumo, investimento, mão-de-obra, salário, taxa de juros e inflação.³

Os principais resultados aqui obtidos revelam que o Banco Central do Brasil reagiu a pressões inflacionárias no período, seja corrente seja no que se refere às expectativas, seguindo o padrão de economias desenvolvidas. Prevalece ainda, contudo, uma baixa persistência dos preços e considerável grau de indexação dos mesmos à inflação passada na economia brasileira.

A dinâmica do modelo, analisada a partir de diversos choques exógenos, revelou que a economia artificial reproduziu com acurácia o comportamento do ciclo econômico no período. Além do caráter anti-inflacionário da política monetária, vale destacar o efeito negativo sobre horas trabalhadas de um choque positivo de produtividade. Em conformidade com Gali (1999), Francis e Ramey (2004), Galí e Rabanal (2004) e SW2007, os resultados mostraram que um choque de produtividade aumenta a demanda agregada, produto e salários reais, mas ao custo de uma queda imediata em horas trabalhadas. Nesse caso, o produto apresentou uma reposta *hump shaped*, também de acordo com a dinâmica do ciclo econômico na economia brasileira.

O artigo está organizado conforme se segue. Na próxima seção, será descrito o modelo de Smets e Wouters (2007), daqui em diante chamado de SW2007, destacando-

³ Uma comparação mais detalhada entre os estudos será apresentada quando da análise dos resultados.

se suas características básicas, sistema de equações e processos estocásticos. A terceira seção tratará da metodologia de estimação, da base de dados e dos critérios usados para indicar o grau de ajuste dos modelos estimados. Os resultados serão apresentados e analisados na quarta seção. Finalmente, a quinta seção é dedicada às observações conclusivas.

2. Modelo

O modelo de SW2007 baseou-se no trabalho seminal de Smets e Wouters (2003b), que, ao lado de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), representou uma ruptura na maneira de como os modelos DSGE eram tratados e estimados⁴.

Resumidamente, em SW2007, os residentes maximizam uma função de utilidade não separável, decidindo o quanto consumir, investir, acumular de capital e ofertar de trabalho. A oferta de trabalho é feita a um sindicato que reúne e diferencia os trabalhadores. Os residentes demonstram ter hábitos de consumo e possuem poder de monopólio de forma a permitir que definam seus salários de acordo com uma regra de rigidez de salários *a la* Calvo (1983). Por sua vez, as firmas contratam mão de obra, alugam capital e produzem um bem diferenciado. Com isso, possuem poder de monopólio quanto à oferta desse bem, seguindo também uma regra de Calvo (1983) para determinação do preço do bem diferenciado. Ambos, residentes e firmas, deparam-se com um grande número de fricções nominais — como rigidez e indexação parcial de preços e salários— e reais — como custos de ajustamento, de utilização de capital e custos fixos⁵. A inclusão dessas formas de rigidez tem como objetivo inserir imperfeições no modelo, de forma a afetarem as decisões dos residentes e das firmas para que seja possível reproduzir efeitos dinâmicos observados empiricamente, como respostas mais suaves a choques. Nesse modelo, a política monetária é conduzida de acordo com uma regra para a taxa nominal de juros e a política fiscal está restrita à equivalência Ricardiana, ou seja, não foram incluídos impostos distorcidos.

⁴ Taylor e Wiedland (2009) destacam a importância do trabalho de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), cuja primeira versão foi disponibilizada em 2001, como o primeiro da nova geração de modelos DSGE derivado diretamente das condições de otimização dos agentes e das firmas. Por isso, tornou-se base e fonte de inspiração para vários trabalhos subsequentes.

⁵ Vide Matthes e Wang (2009) para uma análise da importância relativa de diversos tipos de rigidez presentes na literatura e que possuem a finalidade de introduzir algum tipo de imperfeição no comportamento dos agentes.

2.1 Sistema de equações log-lineares

O modelo pode ser descrito por um sistema de equações log-linearizadas em diferenças que representam as condições de equilíbrio da economia. Como o objetivo do trabalho é estimar o modelo de SW2007 para a economia brasileira, apresenta-se, a seguir, o sistema de equações log-lineares que caracterizam o equilíbrio. Maiores detalhes sobre a estrutura do modelo, derivação das condições de primeira ordem e log-linearização da solução podem ser obtidos em SW2007.

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & y_t = c_y c_t + i_y i_t + z_y z_t + \varepsilon_t^g ; \\
 (2) \quad & c_t = c_1 c_{t-1} + (1 - c_1) E_t c_{t+1} + c_2 (l_t - E_t l_{t+1}) - c_3 (r_t - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b) ; \\
 (3) \quad & i_t = i_1 i_{t-1} + (1 - i_1) E_t i_{t+1} + i_2 q_t + \varepsilon_t^i ; \\
 (4) \quad & q_t = q_1 E_t q_{t+1} + (1 - q_1) E_t r_{t+1}^k - (r_t - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b) ; \\
 (5) \quad & k_t^s = k_{t-1} + z_t ; \\
 (6) \quad & z_t = z_1 r_t^k ; \\
 (7) \quad & k_t = k_1 k_{t-1} + (1 - k_1) i_t + k_2 \varepsilon_t^i ; \\
 (8) \quad & \mu_t^w = w_t - mrs_t = w_t - \left(\sigma_t l_t + \frac{1}{1-\lambda/\gamma} (c_t - \frac{\lambda}{\gamma} c_{t-1}) \right) ; \\
 (9) \quad & w_t = w_1 w_{t-1} + (1 - w_1) (E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - w_2 \pi_t + w_3 \pi_{t-1} - w_4 \mu_t^w + \varepsilon_t^w ; \\
 (10) \quad & \mu_t^p = w_t - mpl_t = w_t - \alpha (k_t^s - l_t) + \varepsilon_t^a ; \\
 (11) \quad & r_t^k = -(k_t^s - l_t) + w_t ; \\
 (12) \quad & y_t = \phi_p (\alpha k_t^s + (1 - \alpha) l_t + \varepsilon_t^a) ; \\
 (13) \quad & \pi_t = \pi_1 \pi_{t-1} + \pi_2 E_t \pi_{t+1} - \pi_3 \mu_t^p + \varepsilon_t^p ;
 \end{aligned}$$

onde:

$$c_1 = \left(\frac{\lambda/\gamma}{1+\lambda/\gamma} \right), c_2 = \left(\frac{(\sigma_c - 1) (w_*^h L_* / c_*)}{\sigma_c (1+\lambda/\gamma)} \right), c_3 = \left(\frac{1-\lambda/\gamma}{(1+\lambda/\gamma) \sigma_c} \right) ;$$

$$i_1 = \left(\frac{1}{1+\beta\gamma(1-\sigma_c)} \right), i_2 = \frac{1}{(1+\beta\gamma(1-\sigma_c))\gamma^2\varphi} ;$$

$$q_1 = \beta\gamma^{-\sigma_c} (1 - \delta) = \frac{1-\delta}{R^k + (1-\delta)} ;$$

$$z_1 = \frac{1-\psi}{\psi} ;$$

$$k_1 = \frac{(1-\delta)}{\gamma}, k_2 = \left(1 - \frac{(1-\delta)}{\gamma} \right) (1 + \beta\gamma^{(1-\sigma_c)}) \gamma^2 \varphi ;$$

$$\pi_1 = \frac{1}{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)} l_p}, \pi_2 = \frac{\beta\gamma^{(1-\sigma_c)}}{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)} l_p}, \pi_3 = \frac{1}{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)} l_p} \frac{1-\beta\gamma^{(1-\sigma_c)} \xi_p (1-\xi_p)}{\xi_p ((\phi_p - 1) \varepsilon_p + 1)} ;$$

$$w_1 = \frac{1}{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)}}, w_2 = \frac{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)} l_w}{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)}}, w_3 = \frac{l_w}{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)}}, w_4 = \frac{1}{1+\beta\gamma^{(1-\sigma_c)}} \frac{(1-\beta\gamma^{(1-\sigma_c)} \xi_w) (1-\xi_w)}{\xi_w ((\phi_w - 1) \varepsilon_w + 1)} ;$$

Para fechar o modelo, é necessário especificar uma regra de política monetária para a taxa de juro e processos ARMA(p, q), com $p, q \geq 0$, para os choques exógenos.

Isso será feito nas próximas seções. A Tabela 1 traz uma descrição dos parâmetros estruturais do modelo.

Tabela 1 - Descrição dos parâmetros estruturais

Parâmetros fixos na estimação	
β	fator de desconto intertemporal
δ	taxa de depreciação
ϕ_w	mark up no mercado de trabalho
θ_y	razão entre o gasto do governo e o PIB em estado estacionário
ε_p	parâmetro de curvatura na agregação da restrição dos produtores finais
ε_w	parâmetro de curvatura do mercado de trabalho
Parâmetros estimados	
α	participação do capital na função de produção
γ	crescimento das variáveis reais em estado estacionário
σ_c	elasticidade intertemporal do consumo
ϕ_p	participação dos custos fixos na produção
φ	elasticidade do custo de ajustamento do capital
λ	parâmetro de formação de hábito
ξ_w	parâmetro de Calvo de salários
ξ_p	parâmetro de Calvo de preços
σ_w	elasticidade de substituição da oferta de trabalho em relação ao salário
l_w	grau de indexação dos salários
l_p	índice de indexação à inflação passada
ψ	função positiva da elasticidade do custo de utilização do capital
Parâmetros da regra de juros	
r_π	coeficiente da inflação corrente na regra de juros da política monetária
ρ_1	coeficiente dos juros passados na regra de política monetária
$r_{\pi,2}$	coeficiente da inflação esperada na regra de política monetária
$r_{\Delta y}$	coeficiente da taxa de crescimento do produto na regra de política monetária
Parâmetros de tendência	
$\bar{\pi}$	taxa de crescimento da inflação em estado estacionário
\bar{y}	taxa natural de crescimento das variáveis reais
\bar{r}	taxa de crescimento dos juros em estado estacionário
Parâmetros de persistência dos choques	
ρ_a	coeficiente AR(1) do choque de produtividade
ρ_b	coeficiente AR(1) do choque financeiro
ρ_g	coeficiente AR(1) do choque de gastos exógenos
ρ_i	coeficiente AR(1) do choque de investimento específico em tecnologia
ρ_r	coeficiente AR(1) do choque as política monetária
ρ_p	coeficiente AR(1) do choque ajuste do mark up de preços
ρ_w	coeficiente AR(1) do choque ajuste do mark up dos salários
μ_w	coeficiente do termo de média móvel da função de mark up dos salários
μ_p	coeficiente do termo de média móvel no choque de mark up de preços
ρ_{ga}	coeficiente do choque de produtividade na função de choque de gastos

O sistema de equações anterior é resultado do equilíbrio entre consumidores, firmas, mercado de trabalho e governo. Assim podemos dividir as condições de equilíbrio por blocos associados a cada agente. O primeiro bloco é derivado, basicamente, a partir do problema dos consumidores, sendo representado pelas equações (1) a (7). Do mercado de trabalho vêm as equações (8) e (9). As firmas, levando em conta os demais agentes, têm como condições de equilíbrio as equações (10) a (13). O modelo será completado pela regra de política monetária para a taxa nominal de juros e pelos processos estocásticos para os diversos choques exógenos que entram nas equações de demanda e oferta.

No que se refere às condições de equilíbrio do problema do consumidor, a equação (1) é a restrição agregada de recursos da economia, onde o total produzido (y_t) é destinado ao consumo (c_t), investimento (i_t) e custos de utilização do capital, que dependem da taxa de utilização do capital (z_t). A variável ε_t^g é um processo estocástico que representa um choque exógeno. De acordo com a equação (2), a dinâmica do consumo (c_t) derivada da equação de Euler depende do consumo passado (c_{t-1}), da expectativa de consumo futuro, ($E_t c_{t+1}$), do crescimento esperado nas horas trabalhadas ($l_t - E_t l_{t+1}$) e da taxa de juros real do período ($r_t - E_t \pi_{t+1}$). O choque financeiro (ε_t^b) é o componente estocástico dessa equação. Já a dinâmica do investimento, (i_t), definida por (3), depende do investimento passado (i_{t-1}), da expectativa de investimento futuro ($E_t i_{t+1}$) e do valor do capital (q_t), ou q de Tobin. O termo estocástico (ε_t^i) visa capturar a eficiência do investimento. A equação (4) representa a dinâmica do valor do capital, q_t , em função do valor esperado do capital ($E_t q_{t+1}$) e do valor esperado do preço ou aluguel do capital, $E_t r_{t+1}^k$, além dos juros reais da economia ($r_t - E_t \pi_{t+1}$). O termo ε_t^b define o choque exógeno no mercado financeiro.

A equação (5) é obtida por definição e hipótese de SW2007, onde o capital em determinado período (k_t^s) é função do capital instalado no período anterior (k_{t-1}), que somente estará disponível no período o corrente, e do nível de utilização do capital (z_t). A solução da condição de primeira ordem para o nível de utilização de capital (z_t), representada na equação (6), relaciona a dinâmica da taxa de utilização do capital, z_t , com a taxa de aluguel do capital, r_t^k . A última equação de equilíbrio proveniente do problema dos consumidores é dinâmica de acumulação do capital na economia, equação (7). Segundo esta, a dinâmica da acumulação do capital instalado, k_t , é função do capital instalado no período anterior, k_{t-1} , e do investimento contemporâneo, i_t .

No que se refere ao problema do mercado de trabalho (que envolve os consumidores, sindicatos e labour packers), a equação (8) é a definição de markup da firma em um ambiente de concorrência monopolística. Assim, o *mark up* dos salários, μ_t^w , é uma função do salário real, w_t , das horas trabalhadas, l_t , e do hábito de consumo ($c_t - \lambda c_{t-1}$). A equação (9) descreve uma relação de equilíbrio para o preço do trabalho na economia (w_t) similar à derivação de uma curva de Phillips com inflação defasada.

Nas equações provenientes do problema das firmas (finais e intermediárias), a equação (10) descreve o markup das firmas de bens intermediários em equilíbrio competitivo. A equação (11), proveniente do problema de minimização de custos das firmas, descreve a dinâmica da taxa de aluguel do capital (r_t^k) como função da relação capital-trabalho ($k_t - l_t$) e do salário real (w_t). A função de produção das firmas de bens intermediários está na equação (12), onde ϕ_p é o *share* dos custos fixos, α é o peso do capital (k_t^s) nessa função e ε_t^a é o choque de produtividade. Por fim, a curva de Phillips é a equação (13), que inclui a inflação passada (π_{t-1}) em função da indexação de preços no problema de Calvo das firmas intermediárias.

2.2 Regra para a taxa de juros

Visando alcançar a melhor especificação do modelo, optou-se por buscar uma regra que melhor se ajustasse à economia brasileira. Os critérios usados foram minimização do problema de identificação dos parâmetros e melhor ajustamento (ou *fitting*) do modelo, dado pela *marginal likelihood*. Foram testadas diversas combinações de parâmetros na regra para a taxa de juros. As principais especificações são mostradas a seguir, assim como uma tabela comparativa com as *marginal likelihood*.

$$(14a) \quad r_t = \rho_1 r_{t-1} + (1 - \rho_1)(r_{\pi,1} \pi_t + r_y (y_t - y_t^p) + r_{\Delta y} [(y_t - y_t^p) - (y_{t-1} - y_{t-1}^p)]) + \varepsilon_t^r$$

$$(14b) \quad r_t = \rho_1 r_{t-1} + (1 - \rho_1)(r_{\pi,1} \pi_t + r_y y_t + r_{\Delta y} (y_t - y_{t-1})) + \varepsilon_t^r$$

$$(14c) \quad r_t = \rho_1 r_{t-1} + (1 - \rho_1)[r_{\pi,1} \pi_t + r_{\pi,2} E_t \pi_{t+1} + r_{\Delta y} (y_t - y_{t-1})] + \varepsilon_t^r$$

$$(14d) \quad r_t = \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + (1 - \rho_1 - \rho_2)[r_{\pi,1} \pi_t + r_{\pi,2} E_t \pi_{t+1} + r_{\Delta y} (y_t - y_{t-1})] + \varepsilon_t^r$$

A equação (14a) é a regra de juros usada por SW2007, onde π_t é a inflação corrente, y_t é o produto corrente da economia e y_t^p é o produto potencial, obtido caso não houvesse rigidez de preços. Assim, na regra de juros de SW2007, a autoridade

monetária responde não apenas à inflação corrente, mas também ao hiato do produto $(y_t - y_t^p)$ e à sua taxa de crescimento $[(y_t - y_t^p) - (y_{t-1} - y_{t-1}^p)]$. A regra (14b) é equivalente a (14a) substituindo-se o hiato do produto pelo produto observado. Os termos de expectativas sobre a taxa de inflação são incluídos na equação (14c) e a resposta ao produto corrente é excluída. A última função de reação, dada por (14d), acrescenta um termo de segunda ordem (r_{t-2}) à suavização da taxa de juros.

Tabela 2 - Marginal Likelihood para diferentes regras de juros

Regra de Juros:	14a	14b	14c	14d
Marginal Likelihood	-683.83	-686.89	-675.88	-678.01

Os resultados da Tabela 2 revelam que a inclusão do termo de resposta da taxa de juros ao nível do produto (r_y) é o que mais deteriora a qualidade da estimação (equações 14a e 14b). O uso das expectativas de inflação, por outro lado, melhorou o desempenho relativo dos modelos, conforme as equações 14c e 14d. A suavização dessa dinâmica com a inclusão da taxa de juros defasada em dois períodos (r_{t-2}) também não se mostrou uma boa especificação. Diante disso, a regra de juros escolhida foi a 14c, pois apresentou o maior valor para a *marginal likelihood*. Assim, a regra de juros adotada para a economia brasileira assumiu seguinte o formato:

$$(14e) \quad r_t = \rho_1 r_{t-1} + (1 - \rho_1) [r_{\pi,1} \pi_t + r_{\pi,2} E_t \pi_{t+1} + r_{\Delta y} (y_t - y_{t-1})] + \varepsilon_t^r$$

onde π_t é a inflação corrente, $E_t \pi_{t+1}$ é a expectativa no período t da inflação em $t+1$, r_t representa o nível da taxa de juro corrente, y_t é o produto corrente da economia com rigidez de preços e ε_t^r define um choque estocástico de política monetária.

Nesse caso, a regra tem como principais alterações em relação àquela usada por SW2007 para a economia americana a inclusão dos termos $(E_t \pi_{t+1})$ e $(y_t - y_{t-1})$. A regra adotada por SW2007 também traz algumas inovações em relação à regra de Taylor original. Destaque-se o hiato do produto em relação ao hiato sob preços flexíveis $(y_t - y_t^p)$ e a taxa de crescimento do hiato do produto $[(y_t - y_t^p) - (y_{t-1} - y_{t-1}^p)]$. Esses termos, contudo, não se mostraram relevantes no caso brasileiro. Essa regra difere, também, daquela adotada por Sin e Gaglianone (2006), que mantiveram a mesma formulação proposta por Smets e Wouters (2003a) e, exceto pelo termo de suavização

dos juros, não encontraram significância estatística para os demais parâmetros estimados.

Dessa forma, há evidências de que a autoridade monetária brasileira, no período considerado, considerou outros elementos, além dos parâmetros de decisão tradicionais, representados por persistência da taxa de juros (r_{t-1}) e inflação corrente (π_t), na determinação do instrumento de política monetária. As expectativas de inflação ($E_t\pi_{t+1}$) e o crescimento do produto ($y_t - y_{t-1}$) também foram relevantes na especificação do modelo. Vale ressaltar que a regra de juros brasileira não incluiu hiato do produto porque essa variável prejudicou a identificação de alguns parâmetros estruturais⁶.

2.3 Especificação dos processos estocásticos

A estrutura do modelo estimado, como destaca Chari et al. (2009), depende dos choques considerados, dado que determinam a dinâmica das séries simuladas. Os processos estocásticos introduzidos no modelo com o objetivo de justificar as imperfeições do modelo teórico para descrever os dados observados são dados por:

$$(15) \quad \varepsilon_t^a = \rho_a \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \quad ;$$

$$(16) \quad \varepsilon_t^p = \rho_p \varepsilon_{t-1}^p + \eta_t^p + \mu_p \eta_{t-1}^p \quad ;$$

$$(17) \quad \varepsilon_t^r = \rho_r \varepsilon_{t-1}^r + \eta_t^r \quad ;$$

$$(18) \quad \varepsilon_t^w = \rho_w \varepsilon_{t-1}^w + \eta_t^w + \mu_w \eta_{t-1}^w \quad ;$$

$$(19) \quad \varepsilon_t^i = \rho_i \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \quad ;$$

$$(20) \quad \varepsilon_t^b = \rho_b \varepsilon_{t-1}^b + \eta_t^b \quad ;$$

$$(21) \quad \varepsilon_t^g = \rho_g \varepsilon_{t-1}^g + \eta_t^g + \rho_{m,g} \eta_t^m \quad ;$$

As equações (15), (17), (19), (20) e (21) seguem um processo AR(1), enquanto que (16) e (18) seguem um ARMA(1,1). Essas especificações foram escolhidas com base no melhor *fitting* do modelo. Os termos de erro η_t^j , $j = \{r, a, p, i, w, b, g\}$, são normais, *i.i.d.*, com média zero, variância σ_j^2 , $j = \{r, a, p, i, w, b, g\}$.

A equação (15) representa o *choque de produtividade*, que entra na função de produção da firma produtora de bens intermediários. Os choques de preços e de juros, representados por (16) e (17), são conhecidos como choque *cost-push* e choque de

⁶ Em estimações econométricas, como em Minella et al. (2003), Areosa e Medeiros (2007), o hiato do produto também não se mostrou estatisticamente significativo.

política monetária, respectivamente. A equação (19) descreve o processo estocástico que afeta o mercado de trabalho, formatado e inserido no modelo por SW2007 seguindo Chari et al. (2009).

Os outros três choques não são usuais na literatura. O *choque de investimento*, dado por (18), é um processo estocástico que afeta o preço do investimento em relação aos bens de consumo e entra na função de acumulação de capital. O *choque de gasto exógeno* (ou de demanda) segue o processo descrito na equação (21), interferindo na relação entre os componentes da demanda agregada e a expansão da produção em estado estacionário. Por último, foi incluído um choque que afeta a taxa de desconto dos títulos da economia, denominado *choque financeiro* e descrito pela equação (20). De acordo com SW2007, esse seria um prêmio exigido sobre o retorno dos títulos para refletir imperfeições e ineficiências no mercado financeiro.

Vale ressaltar que os processos estocásticos usados nesse trabalho diferenciam marginalmente daqueles usados por SW2007. A principal alteração foi com relação à inclusão de termos cruzados entre os diversos choques ou no que se refere à correlação entre estes. Ao contrário de SW2007, esse trabalho não inclui o efeito de inovações da produtividade de firmas intermediárias sobre os gastos exógenos no modelo. Essa alteração na configuração da relação entre os choques o modelo foi feita com base no critério da melhor aderência do modelo aos dados (*Marginal Likelihood*). Após algumas simulações alternativas, optou-se por considerar apenas o termo cruzado de inovações na política monetária sobre o choque de gastos exógenos ($\rho_{m,g}$). É possível interpretar esse termo cruzado como o efeito da política monetária sobre os gastos do governo, em consonância com o argumento de Gadelha e Divino (2009) de que há uma dominância monetária na economia brasileira no período recente.⁷

3. Estimação

O modelo descrito na seção anterior foi estimado para o período entre 2000:1 e 2009:4, usando dados trimestrais. A base de dados é descrita na Tabela 2. Enquanto SW2007 desconta as variáveis reais (consumo, investimento e produto) pelos respectivos deflatores implícitos, o presente trabalho usou um índice de preços ao consumidor

⁷ Aqui reside outra diferença em relação a Sin e Gaglianone (2006), que consideraram 10 choques exógenos para determinar a dinâmica do sistema linear de expectativas racionais, embora tenham oferecido somente 7 variáveis observadas para alimentar a estimação Bayesiana.

amplo (IPCA), que é o índice oficial considerado pelo Banco Central do Brasil no sistema de metas para a inflação. Aplicou-se a estimação bayesiana a variáveis submetidas a transformações equivalentes às aquelas realizadas por SW2007 para o caso da economia americana. No que concerne à estimação, a diferença principal em relação a SW2007 refere-se ao formato da regra de juros, que foi adaptada às particularidades da economia brasileira, ao deflator das séries nominais e às distribuições dos choques exógenos, que foram mais difusas para captar a maior volatilidade das séries brasileiras. Outra diferença reside no tratamento da série de mão de obra, que foi inserida em primeira diferença no sistema de equações, tal como descrito a seguir.

Outro aspecto a ser considerado refere-se à escolha do IPCA como deflator das variáveis nominais da economia e como índice de preços do modelo (ver Tabela 3). O deflator do PIB é o índice de preços mais abrangente da economia. No entanto, o IPCA foi escolhido como deflator das variáveis nominais e sua variação percentual representou a medida de inflação por duas razões principais. Do ponto de vista metodológico, ao usar o IPCA como deflator, foram obtidas séries deflacionadas com menor variância e melhor *fit* do modelo aos dados (*Marginal Likelihood*). Isto ocorreu porque o IPCA é mais volátil do que o deflator do PIB e, com isso, anulou parte da volatilidade das variáveis nominais no processo de deflacionamento. Além disso, o IPCA é o índice de preços referência oficial do governo brasileiro e utilizado pelo Banco Central do Brasil para calcular e balizar a inflação no regime de metas. Desse modo, o uso do IPCA para deflacionar as variáveis nominais e mensurar a taxa de inflação foi considerado mais adequado e eficiente do que deflatores alternativos.⁸

As variáveis referentes ao mercado de trabalho ($w_t^{c,obs}$ e $l_t^{c,obs}$) são calculadas e divulgadas pelo Dieese/Seade e utilizam a dinâmica da região metropolitana de São Paulo como proxy para a dinâmica nacional. Esta escolha foi feita em detrimento das séries do IBGE, que possuem uma quebra estrutural em 2002 provocada por mudança metodológica adotada a partir daquele ano.

A razão para a escolha daquele período reside na estabilidade macroeconômica alcançada pelo país após a implantação do regime de metas para a inflação. A análise termina em 2009 por causa da crise financeira internacional, iniciada nos Estados Unidos em 2008, que afetou adversamente diversas economias, incluindo o Brasil.

⁸ Outros trabalhos aplicados a economia brasileira também usam o IPCA como deflator e como índice de preços da economia, a saber Castro et. al. (2011) e Carvalho e Valli (2011).

Tabela 3 - Séries de tempo usadas na estimação

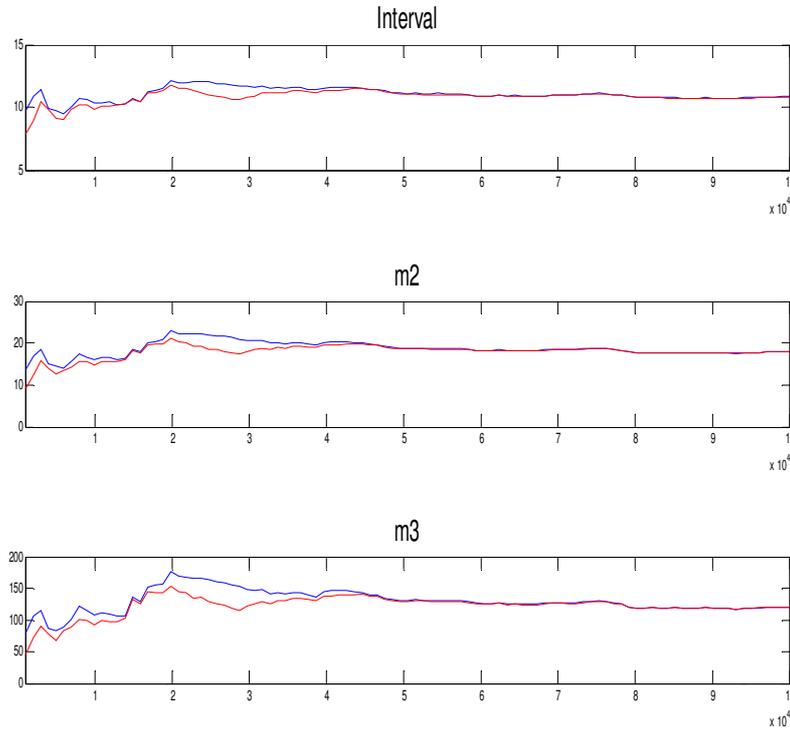
Variável	Brasil	Fonte
Produto	$\ln\left(\frac{PIB_t/i.\pi_t}{Pop_t}\right) * 100$	IBGE
Consumo	$\ln\left(\frac{Consumo_t/i.\pi_t}{Pop_t}\right) * 100$	IBGE
Investimento	$\ln\left(\frac{Investimento_t/i.\pi_t}{Pop_t}\right) * 100$	IBGE
Mão de Obra	$\ln\left(\frac{Emprego_t * l_t/100}{Pop_t}\right) * 100$	População empregada da RMSP (Dieese/Seade) ajustada para o Brasil.
Salário	$\ln\left(\frac{Salário_t}{i.\pi_t}\right) * 100$	Salário médio da RMSP (Dieese/Seade).
Juros	$\ln\left(\frac{juros_t}{100} + 1\right) * 100$	Taxa do over SELIC trimestral do Banco Central do Brasil.
Inflação	$\ln\left(\frac{\pi_t}{100} + 1\right) * 100$	Variação percentual no IPCA, calculado pelo IBGE.

Para construir a distribuição posterior, foi utilizado um processo de cadeia Markov via algoritmo Metropolis-Hastings⁹ (MH). Nesse processo, foram re-amostradas sequencialmente observações da distribuição posterior a fim de mapear e descrever essa função. Smets and Wouters (2003, 2007) argumentam que ganhos de amostragem do MH superiores a 100.000 são negligenciáveis. Assim, os resultados mostrados são aqueles obtidos para 5 blocos de 100.000 re-amostragens, com uma taxa de aceite (*acceptation rate*) estável ao redor de 30%, descartando-se as primeiras 20% das ocorrências¹⁰. O modelo, de acordo com a Figura 1, apresentou convergência a partir de 40.000 re-amostragens, seja para o primeiro, segundo e terceiro momentos das distribuições dos parâmetros. Junto com a *Marginal Likelihood*, esse critério mostra que o modelo está bem especificado.

⁹ Fernandez-Villaverde (2009) descreve esse procedimento e mostra um pseudo-code do algoritmo. Em todas as estimações, utilizou-se o software Dynare 4.0 para Matlab.

¹⁰ A *acceptation rate* estável é uma prática de rigor na estimação que garante que as distribuições dos parâmetros converjam relativamente rápido, não existam grandes oscilações no espaço de parâmetros e que poucas ocorrências precisem ser descartadas a fim de garantir uma boa distribuição (no caso 20%).

Figura 1 – Convergência das distribuições dos parâmetros do Modelo



As variáveis observadas foram inseridas nos modelos em primeira diferença, com a tendência sendo modelada como em SW2007. Assim, temos que:

$$\Delta \ln y_t^{c,obs} = \bar{\gamma} + y_t - y_{t-1}$$

$$\Delta \ln c_t^{c,obs} = \bar{\gamma} + c_t - c_{t-1}$$

$$\Delta \ln i_t^{c,obs} = \bar{\gamma} + i_t - i_{t-1}$$

$$\Delta \ln w_t^{c,obs} = \bar{\gamma} + w_t - w_{t-1}$$

$$\Delta \ln l_t^{c,obs} = \bar{l} + l_t - l_{t-1}$$

$$\pi_t^{obs} = \bar{\Pi} + \pi_t$$

$$r_t^{obs} = \bar{r} + r_t$$

onde $\bar{\gamma} = 100(\gamma - 1)$ é a taxa de crescimento trimestral do produto, consumo e investimento, $\bar{\Pi} = 100(\Pi_* - 1)$ é a taxa de inflação, $\bar{r} = 100(\beta^{-1}\gamma^{\sigma_c}\Pi_* - 1)$ é a taxa de juros nominal e \bar{l} são as horas trabalhadas, todas medidas em estado estacionário. E ainda, $y_t^{c,obs}$, $c_t^{c,obs}$, $i_t^{c,obs}$, $w_t^{c,obs}$ e $l_t^{c,obs}$ são produto, consumo, investimento, salário e

horas trabalhadas, respectivamente, em termos per capita. Já p_t^{obs} e r_t^{obs} são a inflação e a taxa de juro, ambos trimestrais.

Alguns parâmetros foram tratados como fixos, ou calibrados, no processo de estimação, como revelou a Tabela 1. Os valores assumidos para aqueles parâmetros são reportados na Tabela 4.

Tabela 4 - Parâmetros fixos do modelo

Parâmetro	δ	φ_w	g_y	ϵ_w	ϵ_p	β
Valor	0.025	1.5	0.18	10	10	0.985

Os parâmetros de markup dos salários (φ_w) e de curvatura da função de agregação para preços (ϵ_p) e salários (ϵ_w) utilizaram os valores de SW2007 em função de informações disponíveis sobre esses parâmetros em outros trabalhos para o Brasil, como Castro et. al. (2011), Carvalho e Valli (2011) e Sin e Gaglianone (2006). O valor dos gastos em estado estacionário (g_y) foi calibrado em 0.18, que é o mesmo usado por SW2007, uma vez que o gasto do governo (G_t) do Brasil, como proporção do PIB, é próximo a esse valor e o modelo não se mostrou muito sensível a variações. A taxa de depreciação de 2,5% ao trimestre. Esse valor também foi adotado por Carvalho e Valli (2011), mas é superior ao 1,5% usado por Castro et. al. (2011).

Os demais parâmetros da economia, de acordo com a Tabela 5, foram estimados. As *priors* escolhidas foram as menos tendenciosas possíveis, cobrindo todo o espaço de valores possíveis para aquele parâmetro, centradas em pontos neutros e com *fat-tails*. Com base nesses critérios, o processo de estimação atribui à função de verossimilhança uma importância relativa maior que as *priors* dos pesquisadores e da literatura na determinação das distribuições à *posteriori*. Assim, a função de verossimilhança foi mais importante para encontrar as regiões de maior densidade e as correções foram feitas de modo a evitar que essas assumissem valores incoerentes.

Assim, os modelos para o Brasil e EUA são ligeiramente diferentes no que diz respeito à regra de juros, ao tratamento da base de dados, às distribuições dos processos estocásticos¹¹ e ao valor de β , que foi menor do que o americano por causa da taxa de juro real mais alta na economia brasileira.

¹¹ Conforme já mencionado, as *priors* dos choques da economia brasileira foram mais difusas, visto que as séries usadas no modelo brasileiro apresentaram maior volatilidade.

Finalmente, a fim de atestar a eficiência do modelo em relação aos dados, a capacidade preditiva do modelo será comparada, via *marginal likelihood*, com VARs bayesianos estimados com até 6 defasagens. Dessa forma, o modelo somente será utilizado na análise se conseguir um desempenho superior ao dos VARs bayesianos (VARB).

4. Resultados

Os resultados apresentados a seguir discutem tanto aspectos gerais da estimação bayesiana, como parâmetros estimados e ajuste aos dados, quanto elementos específicos da regra de juros e parâmetros de mudança de preços. Além disso, a dinâmica da economia é analisada sob a ótica de funções impulso repostas, construídas sob diferentes distúrbios exógenos na economia.

4.1 Parâmetros estimados

A Tabela 5 apresenta as priors de cada parâmetro, representados pela distribuição, valor médio e desvio padrão. Nas duas últimas colunas, podem ser visualizadas as respectivas posteriors. Essas informações, em seu conjunto, são ilustradas na Figura 2.

Vale destacar que as priors foram definidas como as mais difusas possíveis e centradas em pontos nulos para que o próprio modelo pudesse indicar as regiões, através da função de verossimilhança, onde havia maior densidade. O critério de escolha da melhor especificação baseou-se em dois requisitos: (i) identificação dos parâmetros e (ii) ajustamento do modelo, dado pela *marginal likelihood*¹². É interessante notar que as variáveis observadas agregaram informações à identificação de todos os parâmetros de variação livre. Todas as distribuições se ajustaram a partir das informações oferecidas pelos dados em relação aos priors inicialmente assumidos.

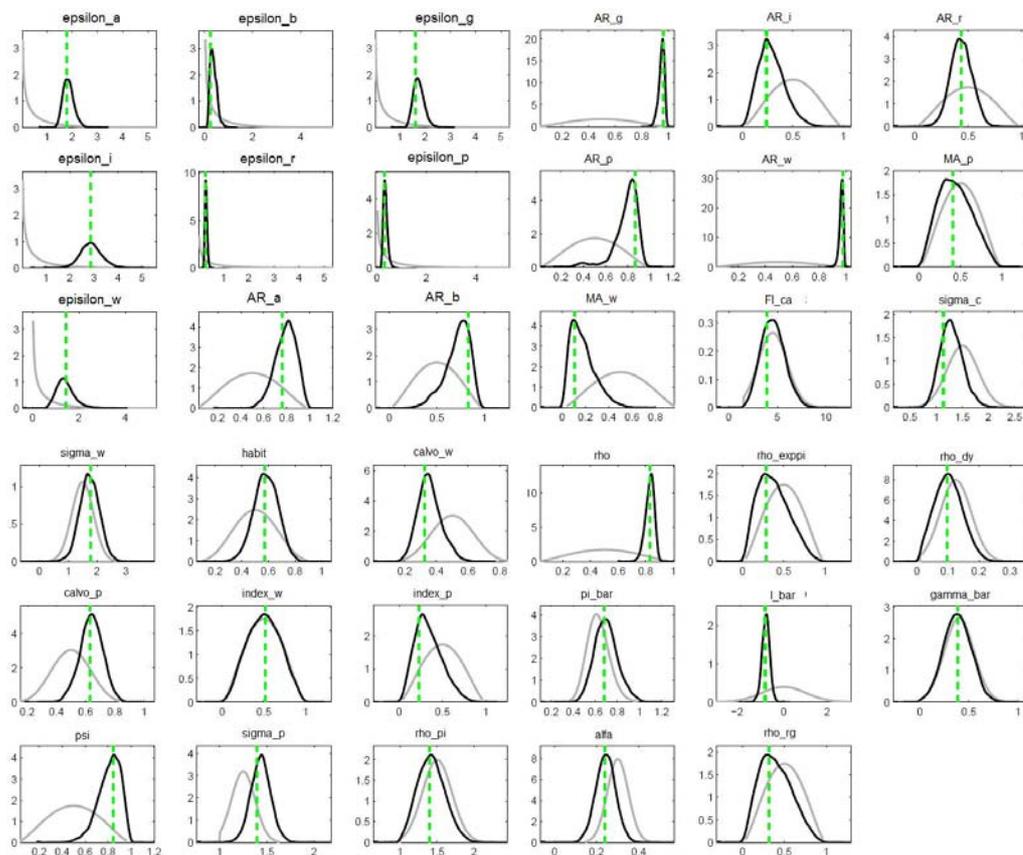
¹² A *marginal likelihood*, uma medida central na análise bayesiana, representa a densidade total dos dados condicional ao modelo e incondicional aos parâmetros. Assim, é freqüentemente usada na literatura para comparar modelos como medida de ajustamento (*ou fitting*) aos dados, sendo dada pela função de verossimilhança dos dados Y condicionada aos parâmetros θ do modelo. Para maiores detalhes ver, por exemplo, Canova (2007), Del Negro et. al. (2007) e Koop (2003)

Tabela 5 – Priors e posteriors dos parâmetros estimados

Parâmetro	Priors			Posteriors	
	Distrib.	Média	Desv. Pad.	Moda	Desv. Pad.
α	Normal	0.3	0.05	0.2403	0.0478
σ_c	Normal	1.5	0.375	1.1356	0.199
ϕ_p	Normal	1.25	0.125	1.3973	0.1079
φ	Normal	4	1.5	3.9331	1.25
λ	Beta	0.5	0.15	0.5737	0.0822
ξ_w	Beta	0.5	0.125	0.3262	0.0672
ξ_p	Beta	0.5	0.125	0.631	0.0696
σ_w	Normal	1.5	0.375	1.7795	0.3509
l_w	Beta	0.5	0.2	0.5171	0.2559
l_p	Beta	0.5	0.2	0.2308	0.1351
ψ	Beta	0.5	0.2	0.8429	0.104
$\bar{\pi}$	Gamma	0.625	0.1	0.6809	0.105
$\bar{\gamma}$	Normal	0.4	0.15	0.3864	0.1385
\bar{l}	Normal	0	1	-0.8584	0.1564
$r_{1,\pi}$	Normal	1.5	0.25	1.3993	0.1949
ρ_1	Beta	0.50	0.2	0.8285	0.0353
$r_{2,\pi}$	Beta	0.50	0.2	0.2903	0.2215
r_y	Normal	0.125	0.05	0	0
$r_{\Delta y}$	Normal	0.125	0.05	0.0979	0.0486
ρ_a	Beta	0.5	0.2	0.7648	0.103
ρ_b	Beta	0.5	0.2	0.8317	0.0813
ρ_g	Beta	0.5	0.2	0.9641	0.0182
ρ_l	Beta	0.5	0.2	0.239	0.1342
ρ_r	Beta	0.5	0.2	0.4378	0.0975
ρ_p	Beta	0.5	0.2	0.8616	0.0516
ρ_w	Beta	0.5	0.2	0.9761	0.0107
μ_p	Beta	0.5	0.2	0.4085	0.2582
μ_w	Beta	0.5	0.2	0.1049	0.0818
ρ_{ga}	Beta	0.5	0.2	0.3161	0.2235
σ_a	Gamma	0.5	0.5	1.7851	0.2073
σ_b	Gamma	0.5	0.5	0.2257	0.0828
σ_g	Gamma	0.5	0.5	1.6204	0.1844
σ_l	Gamma	0.5	0.5	2.8637	0.4337
σ_r	Gamma	0.5	0.5	0.2842	0.0378
σ_p	Gamma	0.5	0.5	0.2953	0.0769
σ_w	Gamma	0.5	0.5	1.4337	0.3872

Fonte: Calculo dos Autores

Figura 2 – Distribuições priors and posteriors



Em geral, os parâmetros estimados não diferem de valores comumente encontrados na literatura empírica brasileira. Contudo, a estimação reportada na Tabela 5 revela valores de parâmetros ainda pouco explorados na literatura, como grau de rigidez salarial, indexação salarial, elasticidade do custo de ajustamento do capital, elasticidade de substituição da oferta de trabalho, dentre outros.

A função de máxima verossimilhança marginal, reportada na Tabela 6, mostra que o modelo DSGE estimado se ajustou melhor aos dados do que os VARB estimados com defasagens no intervalo de 1 a 6. Apenas o VARB(5) apresentou um ajuste marginalmente superior ao modelo DSGE. Assim, mesmo diante das restrições impostas no processo de identificação dos parâmetros, o DSGE estimado se ajustou melhor aos dados da economia brasileira do que a estimação sem restrições da modelagem VARB¹³. Esse resultado confirma o bom desempenho da estimação de

¹³ O VARB usa a versão de Sims do processo de Minnesota para construir suas priors. A Tabela 6 mostra duas colunas com dois resultados para o VARB para diferentes parâmetros do processo usado para a prior

modelos DSGE via técnicas bayesianas obtidos em outros cenários, como Del Negro et al. (2007), Iskrev (2010), Primiceri (2006), Schorfheide (2000), dentre outros.

Tabela 6 - Marginal likelihood dos modelos

Modelos	Brasil	
	Villemont	SW
DSGE	-675.882	
VARB(1)	-894.713	-894.7465
VARB(2)	-741.348	-725.7955
VARB(3)	-746.831	-714.8785
VARB(4)	-679.519	-706.8936
VARB(5)	-671.341	-706.3738
VARB(6)	-680.042	-707.9108

Fonte: Calculo dos Autores

4.2 Regra para a taxa de juro

Os resultados da Tabela 5 mostram que o Banco Central reagiu contra pressões inflacionárias ocorridas no período analisado, dado que o coeficiente de resposta à inflação corrente, $\pi_{1,\pi}$, é maior do que 1. Além disso, evidencia-se reação a aumentos na inflação esperada, conforme mostra o valor estimado de $\pi_{2,\pi} = 0,29$. O coeficiente de suavização das variações da taxa de juro, ρ_1 , revela que 83% da taxa atual é determinada pelo valor da taxa de juro passada e 17% dos desvios na inflação e crescimento do produto são ajustados em cada período. É interessante observar, também, que o hiato do produto não compareceu significativamente na regra de juro adotada pelo Banco Central. De acordo com os resultados, a autoridade monetária reagiu ao crescimento econômico acima do potencial – variável utilizada para representar o aquecimento no nível de atividade interna da economia – para evitar inflação provocada por excesso de demanda.

De maneira geral, contudo, o formato da regra de juros estimada para a economia brasileira assemelhou-se ao que é usualmente encontrado em economias desenvolvidas, especialmente no que concerne à reação da política monetária no combate à inflação. A própria regra de juro estimada por SW2007 para a economia

de Minnesota. A primeira coluna usa os parâmetros definidos por Villemont (2007) enquanto a coluna SW usa os parâmetros sugeridos por SW2007. Os melhores resultados obtidos foram os de Villemont.

americana guarda algumas semelhanças importantes com o caso brasileiro¹⁴, especialmente no que concerne à resposta a variações de preços. O coeficiente estimado para o Brasil foi de 1.4, enquanto o americano ficou em 2.03.

Sin e Gaglianone (2006), com exceção do coeficiente de suavização da taxa de juros, não encontraram nenhum parâmetro estatisticamente significativo na regra para a taxa de juros, conforme proposta por Smets e Wouters (2003a). Já Carvalho e Valli (2011), em uma versão modificada da regra de Taylor para incluir variações na taxa de câmbio, também acharam um coeficiente para a taxa de inflação significativamente maior do que a unidade e um coeficiente para o hiato do produto estatisticamente nulo.

4.3 Parâmetros relacionados ao ajuste de preços

Diante da ação do Banco Central no combate às pressões inflacionárias, é informativo analisar alguns parâmetros estimados pelo modelo que governam a dinâmica dos preços na economia brasileira. A Tabela 1 reportou valores estimados para a probabilidade de Calvo de que determinada firma não irá alterar seu preço no período (ξ_p), o nível de indexação dos preços na economia (\bar{I}_p) e a inflação de estado estacionário ($\bar{\pi}$).

Começando pelo parâmetro de Calvo para rigidez de preços (ξ_p), observa-se que o valor estimado sugere uma duração média dos preços de 2,7 trimestres na economia brasileira. Esse valor é menor do que o encontrado para a economia americana, onde os preços duram 4 trimestres em média, e é coerente com estimativas usando micro dados para a economia brasileira¹⁵. O valor estimado de $\xi_p = 0,63$ é marginalmente inferior a $\xi_p = 0,78$ obtido por Carvalho e Valli (2011) e $\xi_p = 0,74$ encontrado por Castro et. al. (2011), mas superior a $\xi_p = 0,48$ reportado por Sin e Gaglianone (2006). Observe que, quando $\xi_p = 0$, a economia tem preços flexíveis e todas as firmas reajustam seus preços em todos os períodos. Por outro lado, $\xi_p = 1$ indica que os preços da economia são totalmente rígidos. Como o parâmetro de Calvo é menor para o Brasil do que para os EUA, as firmas reajustam seus preços com maior frequência na economia brasileira. Esse resultado era esperado, por causa da memória inflacionária ainda presente no país. Uma frequência de reajuste semelhante foi

¹⁴ Vide Taylor e Wieland (2009) para uma comparação de modelos DSGE estimados sob regras de juros alternativas.

¹⁵ Vide, por exemplo, Gouvêa (2007) e Barros et. al. (2009).

encontrada para a economia indiana, onde Gabriel et. al. (2010) encontraram um parâmetro de Calvo médio de 0,57.

Mais especificamente, o valor estimado para o parâmetro que mede a indexação de preços na economia, α , sugere que cerca de 25% dos preços na economia brasileira ainda são indexados. Esse resultado indica que um dos fatores que levam as firmas a reajustarem seus preços com maior frequência ainda é a indexação. Em Sin e Gaglianone (2006) aquele coeficiente chegou a 0,51, indicando uma economia bem mais indexada entre os anos de 1992 e 2005.

Por fim, a medida de inflação em estado estacionário obtida pelas estimativas foi de 0,68% ao trimestre, conduzindo a uma inflação anual de 2,75%¹⁶. Carvalho e Valli (2011) encontraram uma inflação anual de 4,92% em estado estacionário, enquanto Castro et. al. (2011) reportaram 4,04% ao ano.

4.4 Funções Impulso-Resposta

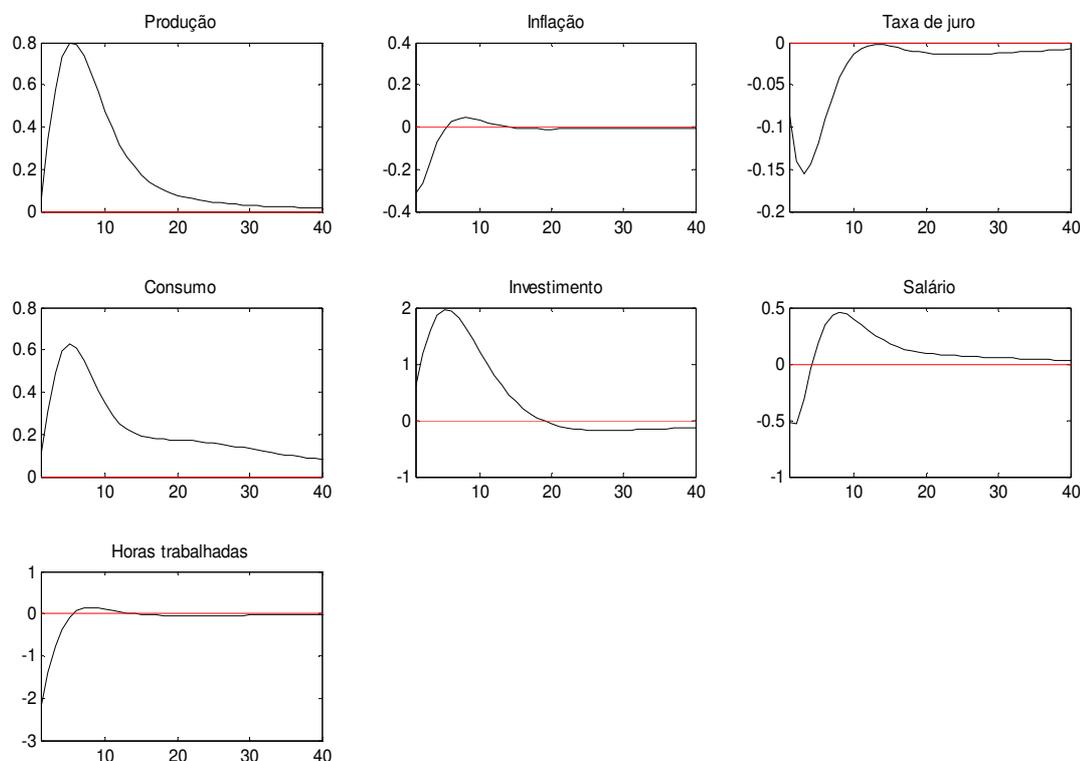
A dinâmica do modelo é analisada a partir de funções impulso resposta construídas sob diversas fontes de perturbação. Nos casos analisados a seguir, foi aplicado um choque de um desvio padrão em alguns processos exógenos selecionados, mais comuns em análises monetárias. A forma de transmissão dos choques às diversas variáveis pode ser visualizada no sistema de equações log-lineares apresentado na seção 2.

Considere, inicialmente, um choque de produtividade conforme a equação (16). De acordo com o sistema de equações log lineares (1) a (13), o impacto do choque de produtividade se dá na equação (5), que define a função de produção da economia. A Figura 3 revela que, no momento do impacto, produto, consumo e investimento aumentam, pois houve uma melhora tecnológica. O produto apresenta uma resposta *hump shaped*, conforme sugerido por evidências empíricas via modelagem VAR. Já horas trabalhadas caem porque houve um aumento de produtividade. Isso provoca também uma redução de preços, exigida para que a maior produção seja absorvida pelo mercado. Como consequência, a política monetária reduz a taxa de juros diante do aumento no produto potencial e queda nos preços da economia. De uma forma geral, o modelo confirma os resultados obtidos por Galí (1999), Francis e Ramey (2004), Galí e

¹⁶ Vale ressaltar que o modelo utilizado admite uma economia fechada, sem setor financeiro e sob equivalência Ricardiana. Essas simplificações podem acarretar uma possível subestimação da taxa de inflação em estado estacionário. Os autores agradecem a um parecerista anônimo por destacar esse ponto.

Rabanal (2004) e SW2007, segundo os quais um choque positivo de produtividade conduz a expansões na demanda agregada, produto e salários reais, mas ocasiona uma queda imediata em horas trabalhadas. Portanto, o modelo estimado reproduz com realismo a dinâmica do ciclo econômico diante de um choque tecnológico. Essa dinâmica reproduz, em diversos aspectos, os resultados obtidos por Carvalho e Valli (2011) e Sin e Gaglianone (2006) para esse mesmo choque de produtividade. No caso da economia indiana, a semelhança ainda é mais marcante com a dinâmica reportada por Gabriel et. al. (2010).

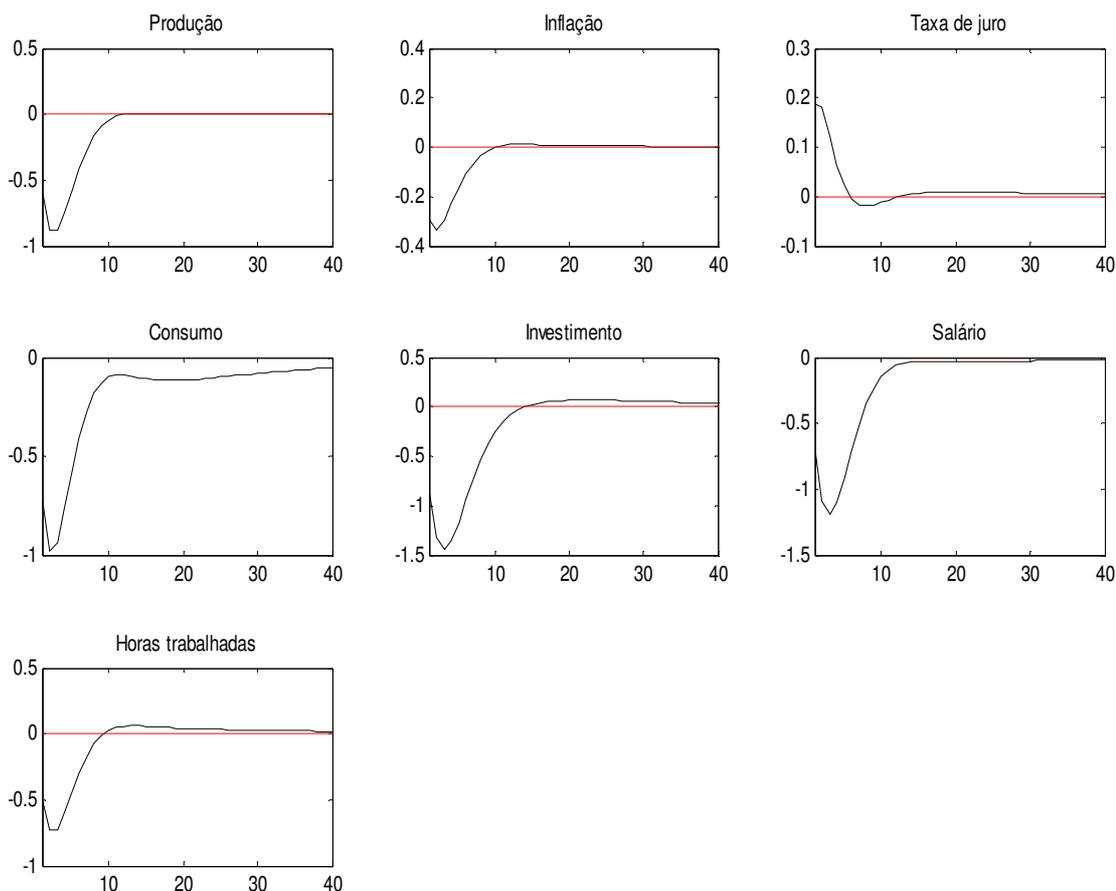
Figura 3 - Choque de produtividade



Um choque exógeno na política monetária, reportado na Figura 4, também se propaga na economia conforme o esperado. Esse choque impacta, inicialmente, na equação (14e), que descreve a regra de política monetária adotada. O impacto imediato do referido choque é sobre a taxa de juro, que aumenta inesperadamente. Como resultado, a produção reduz por causa da queda na demanda agregada. Diante do excesso de oferta, a inflação também cai. Consumo, investimento, horas trabalhadas e salários são diretamente afetados pela menor produção e também reduzem. Vale ressaltar que o choque é dissipado em torno de 10 períodos, quando todas as variáveis

retornam aos níveis de estado estacionário. Aqui também, a dinâmica das respostas se assemelha aos resultados obtidos por Gabriel et. al. (2010) para o caso da Índia e por Castro et. al. (2011) para o Brasil. A resposta do salário real, porém, difere consideravelmente daquela reportada por Carvalho e Valli (2011) e Sin e Gaglianone (2006).

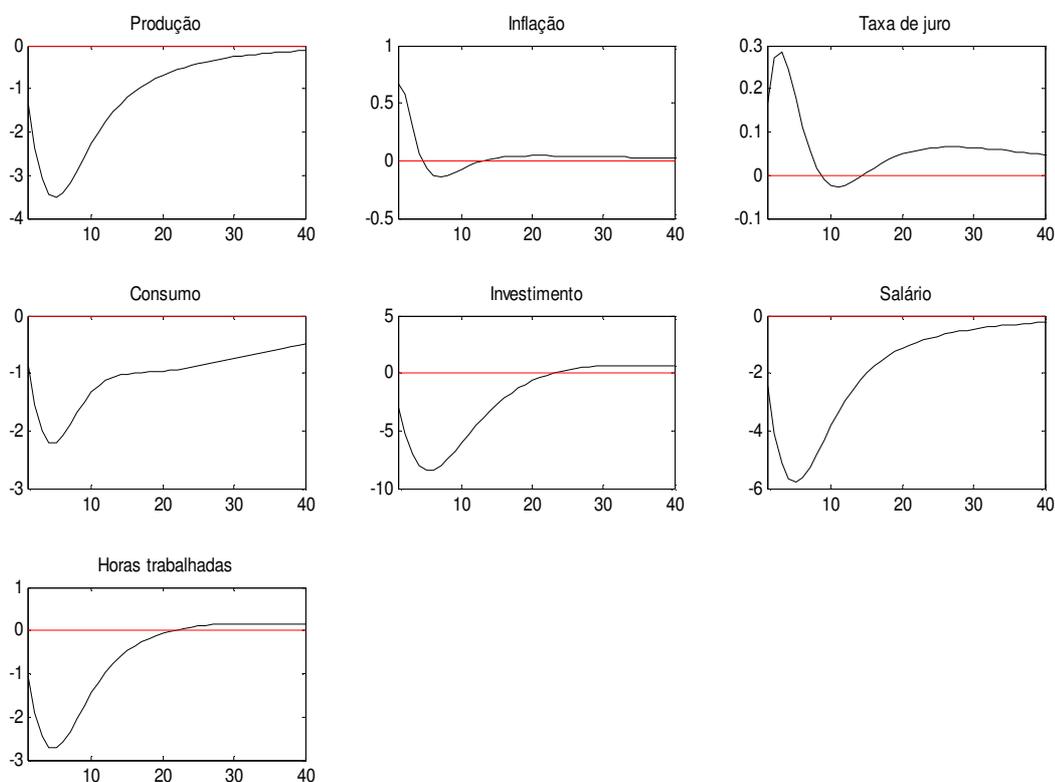
Figura 4 - Choque de política monetária



No sistema de equações log-lineares, um choque de preços funciona como um *cost push shock* sobre a curva de Phillips representada pela equação (10), cujo efeito imediato é uma elevação da inflação. Conforme retrata a Figura 5, esse choque provoca uma reação bastante agressiva da política monetária, que eleva a taxa de juro. Como o canal de transmissão da política monetária é a demanda agregada, a produção recua diante da taxa de juro mais alta. Novamente, consumo, investimento, horas trabalhadas e salários seguem a trajetória do nível de produção e também declinam após o aumento na taxa de juro. Vale ressaltar que a taxa de juro continua aumentando mesmo após a queda inicial da inflação. Isso ocorre por causa do componente inercial presente na

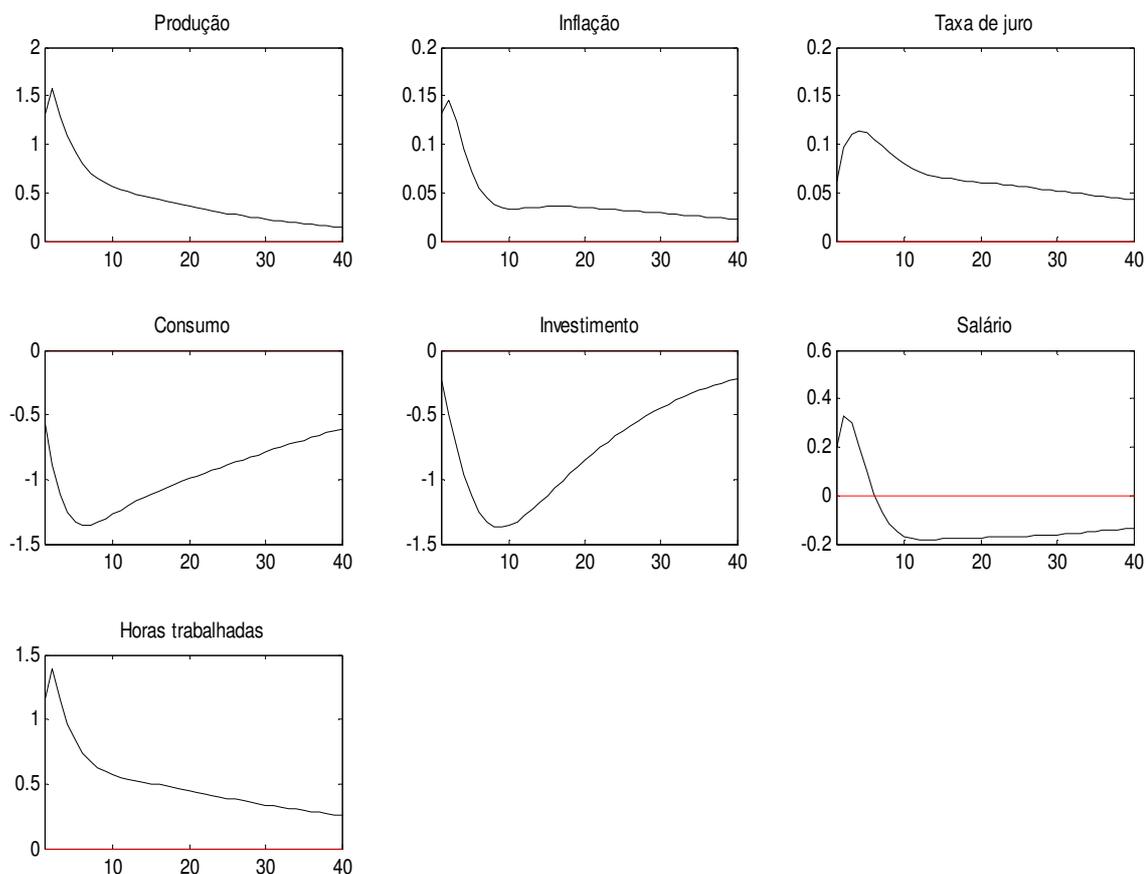
regra de juro e dos efeitos defasados da política monetária sobre os preços. Novamente, essa dinâmica encontra um paralelo em Gabriel et. al. (2010) para a economia indiana.

Figura 5 - Choque de preços



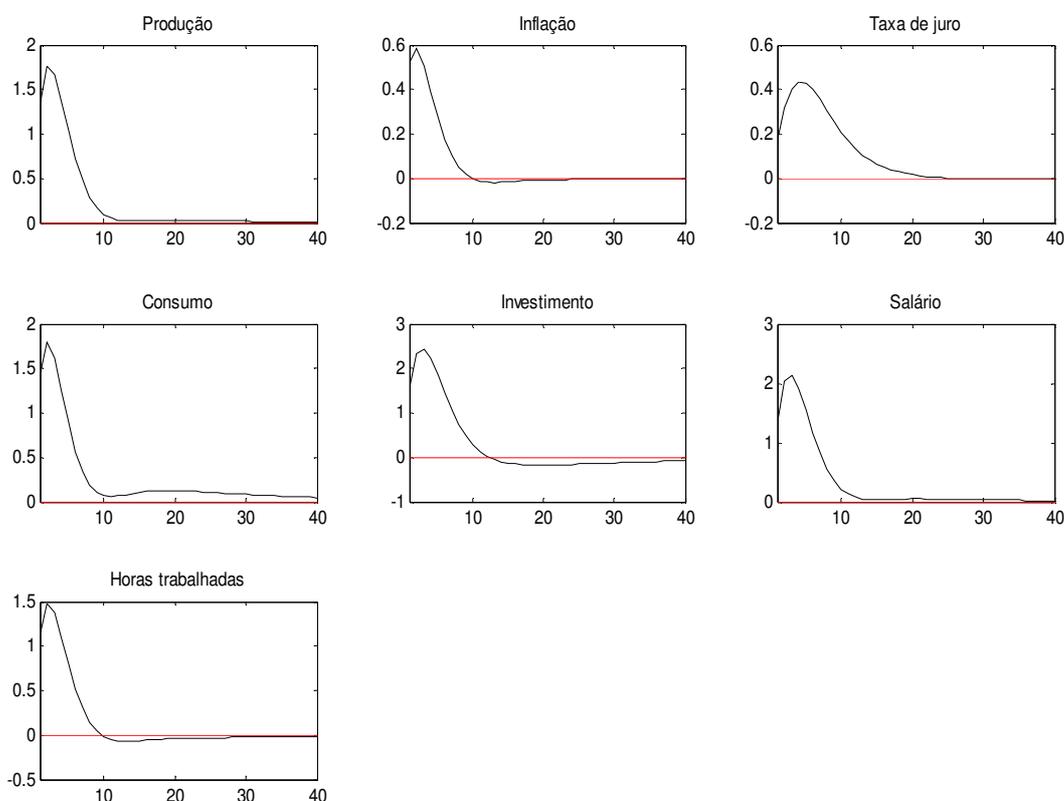
O modelo sugere, de acordo com a Figura 6, que um aumento na despesa exógena é inflacionário. Um choque de demanda agregada eleva a produção acima do potencial da economia, resultando em pressão inflacionária por causa da incapacidade do setor produtivo em atender a demanda mais alta. O impacto do choque ocorre na equação (1), que define a demanda agregada da economia. Consumo e investimento caem porque os preços sobem, dado que a produção, limitada pela capacidade, não pode atender ao choque de demanda. Os salários aumentam por causa da maior demanda por trabalho diante do sobre-aquecimento no setor produtivo. A autoridade monetária reage elevando a taxa de juro, o que reduz as pressões inflacionárias e traz a economia de volta ao equilíbrio estacionário. Esse choque possui uma representação equivalente no choque de gastos governamentais analisado por Gabriel et. al. (2010), Carvalho e Valli (2011), Sin e Gaglianone (2006) e Castro et. al. (2011).

Figura 6 - Choque de demanda agregada



O choque financeiro, que se manifesta no modelo nas equações (2) e (4) e é ilustrado na Figura 7, aumenta o retorno dos títulos, causando uma elevação no consumo. Isso provoca aumentos na produção e investimento, necessários para atender ao maior consumo. A demanda por horas trabalhadas também se eleva, puxando os salários para cima. O aquecimento no setor produtivo acaba se traduzindo em elevação da inflação, o que requer uma atuação rigorosa da política monetária aumentando a taxa de juro da economia. Isso reduz as pressões no mercado de bens, aliviando a inflação e trazendo a economia ao equilíbrio estacionário. Essa dinâmica assemelha-se ao caso de um choque positivo no investimento discutido em Sin e Gaglianone (2006) e Castro et. al. (2011). A diferença reside na dinâmica do salário real reportada por Castro et. al. (2011), que sofre uma queda no momento do choque e se recupera após o quarto trimestre.

Figura 7 - Choque financeiro



5. Conclusão

Esse trabalho buscou estimar o modelo seminal de Smets e Wouters (2007) para a economia brasileira no período recente, pré-crise financeira internacional, visando analisar o desempenho da política monetária baseada no regime de metas para a inflação e obter estimativas de parâmetros estruturais ainda pouco explorados. A estimação atentou para as especificidades da economia brasileira, como processos mais difusos para os choques exógenos, e aplicou técnicas de estimação bayesiana. Os resultados revelaram que a estimação do modelo DSGE restrito, de tradição novo-keynesiana, ajustou-se melhor aos dados observados do que a modelagem VAR bayesiana irrestrita.

A regra para a taxa de juro estimada revelou que o Banco Central reagiu a pressões inflacionárias no período. Já os parâmetros referentes ao comportamento das firmas ao reajustar preços indicaram que a duração média do preço na economia brasileira é de 2,7 trimestres, acompanhado de uma indexação de 25% dos preços à

inflação passada. Contudo, o modelo estimado sugere uma taxa anual de inflação em estado estacionário de 2,75%.

As funções impulso resposta, obtidas por choques exógenos mais comuns em análises monetárias, revelaram uma dinâmica da economia artificial próxima ao encontrado na literatura empírica. Vale destacar o caráter anti-inflacionário da política monetária e o efeito sobre os preços de um choque positivo de demanda. Um choque de política monetária reduz a inflação porque os agentes incorporam em suas expectativas o compromisso do Banco Central com a estabilidade de preços. Já uma expansão de gastos exógenos causa pressões inflacionárias porque conduz o setor produtivo a produzir acima da capacidade instalada da economia. A ação da autoridade monetária faz-se necessária para reduzir as pressões de demanda e trazer a produção a níveis compatíveis com o potencial da economia.

Por fim, um choque positivo de produtividade provoca, ao impacto, uma redução em horas trabalhadas na economia. Essa evidência vem ao encontro de Gali (1999), Francis e Ramey (2004), Galí e Rabanal (2004) e SW2007, cujos resultados também revelaram que um choque positivo de produtividade leva a expansões na demanda agregada, produto e salários reais, mas ocasiona uma queda imediata em horas trabalhadas. Associado à reposta *hump shaped* do produto, as respostas ao choque de produtividade revelam que o modelo estimado reproduziu com realismo a dinâmica do ciclo econômico na economia brasileira.

Referências

- An, Sungbae Schorfheid, Frank (2007) **Bayesian Analysis of DSGE Models** Econometric Reviews, 2007
- Areosa, W. D. e Medeiros, M. (2007). **Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy.** Brazilian Review of Econometrics, 27:131–166.
- Barros, R., Bonomo, M., Carvalho, C. e Matos, S. (2009) **Price Setting in a Variable Macroeconomic Environment: Evidence from Brazilian CPI.** Texto para discussão, Fundação Getúlio Vargas.
- Calvo, G. (1983) Staggered prices in a utility maximizing framework. Journal of Monetary Economics, 12, 383–398.
- Canova, F. Sala, L. (2009) **Back to square one: identification issues in DSGE models** Journal of Monetary Economics, forthcoming
- Canova, F. (2007) **Methods for applied macroeconomic research** Princeton University Press.
- Carvalho, F. A. e Valli, M. (2011) **Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE model.** Banco Central do Brasil, WP Series # 240.
- Castro, M. R., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R. C. e Souza-Sobrinho, N. F. (2011) **SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach.** Banco Central do Brasil, WP Series # 239.
- Chari, V. Kehoe, P. McGrattan, E. (2007) **Business cycle accounting**, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 75(3), pages 781-836, 05
- Chari, V. Kehoe, P. McGrattan, E. (2009) **New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis** *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, vol. 1(1), pages 242-66, January
- Christiano, L. Eichenbaum, M. Evans, C. (2005) **Nominal rigidities and the dynamic effects to a shock of monetary policy** *Journal of Political Economy*, Vol.113, No. 1, pp 1-45.
- Del Negro, M. Schorfheide, F. (2005) **Policy Predictions if the Model Does Not Fit** *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, vol. 3(2-3), pages 434-443, 04/05
- Del Negro, M. Schorfheide, F. Smets, F. Wouters, R. (2007) **On the Fit and Forecasting Performance of New Keynesian Models.** *Journal of Business and Economic Statistics*, 25(2):123–162, 2007.
- Fernandez-Villaverde, J (2009) **The Econometrics of DSGE Models** NBER Working Papers 14677
- Fernandez-Villaverde, J. Rubio-Ramirez, J. (2004) **Comparing dynamic equilibrium models to data: a Bayesian approach** *Journal of Econometrics*, Vol. 123, pp. 153-187
- Francis, N. and V. Ramey (2005), **Is the technology-driven real business cycle hypothesis dead? Shocks and aggregate fluctuations revisited**, *Journal of Monetary Economics*, 52:8 (November), 1379-1399.
- Furlani, L. G. Portugal, M. Laurini, M. (2010) **Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence** *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 27(1).
- Gabriel, V. J., Levine, P., Pearlman, J. e Yang, B. (2010) **An estimated DSGE modelo of the indian economy.** NIPE WP # 29.
- Galí, J. (1999), **Technology, employment, and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations?** *American Economic Review*, 89(1), 249-271.

- Galí, J. and P. Rabanal (2004), **Technology shocks and aggregate fluctuations: How well does the RBC model fit post-war US data?**, NBER Macroeconomics Annual 2004, 225-288.
- Gadelha, S. R e Divino, J. A. (2009) **Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade**. Revista Economia Aplicada, v. 12, n. 4, p. 659-675.
- Geweke, J. (1999) **Computational experiments and reality** Manuscript, University of Iowa.
- Gouvêa, S. (2007) **Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data**. Central Bank of Brazil Working Papers 143.
- Iskrev, N. (2010) **Identification in DSGE Models** Journal of Monetary Economics, 57(2), 189{202.
- Koop, G. (2003) **Bayesian Econometrics** Chichester: John Wiley & Sons
- Matthes, C. e Wang, M. (2009) **The Real Predictive Ability of New Keynesian Models**, forthcoming
- Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I., e Muinhos, M. K. (2003). **Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility**. Journal of International Money and Finance, 22:1015–1040.
- Nunes, A. Portugal, M. (2009) **Políticas Fiscal E Monetária Ativas e Passivas: Uma Análise Para O Brasil Pós-Metas de Inflação** ANPEC 2009
- Primiceri, G. (2006) **Why Inflation Rose and Fell: Policymakers' Beliefs and US Postwar Stabilization Policy** Quarterly Journal of Economics, 121, 867{901.
- Schorfheide, F. (2000) **Loss Function-based Evaluation of DSGE Models** Journal of Applied Econometrics, 15(6), 645{670.
- Silveira, M. A. C. (2006) **A Small Open Economy as a Limit Case of a Two-Country New Keynesian DSGE Model: A Bayesian Estimation with Brazilian Data** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Discussion Paper no 1252
- Silveira, M. A. (2008) **Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for the Brazilian Economy: the Role for Endogenous Persistence** Revista Brasileira de Economia, 2008, vol. 62, issue 3, pages 333-357
- Sin, H. L. e Gaglianone, W. P. (2006) **Stochastic simulation of a DSGE model for Brazil**. MPRA Paper # 20853.
- Smets, F. Wouters, R. (2003a) **Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach**, Mimeo.
- Smets, F. Wouters, R. (2003b) **An estimated stochastic dynamic general equilibrium model of the euro area**, Journal of the European Economic Association, Vol 1
- Smets, F. Wouters, R. (2007) **Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach**, The American Economic Review, Vol 97
- Taylor, John B. Wieland, Volker (2009) **Surprising Comparative Properties Of Monetary Models: Results From A New Data Base** National Bureau of Economic Research, Working Paper 14849
- Valli, M. Carvalho, F. (2009) **Fiscal and monetary policy interaction: a simulation based analysis of a two-country New Keynesian DSGE model with heterogeneous households** Banco Central do Brasil, Manuscrito.
- Villemot, S. (2007) **BVAR models “a la Sims” in Dynare**, Disponível em: <http://www.dynare.org>

Zhi-hong, J., Shuang, L. e Jun-yao, Z. (2010) **Impact of oil price shocks on China's economy: A DSGE-based analysis**. International Conference on Management Science & Engineering (ICMSE2010).

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website <http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>

Working Paper Series

The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at <http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>

- | | | |
|------------|---|----------|
| 252 | Comparação da Eficiência de Custo para BRICs e América Latina
<i>Lycia M. G. Araujo, Guilherme M. R. Gomes, Solange M. Guerra e Benjamin M. Tabak</i> | Set/2011 |
| 253 | Bank Efficiency and Default in Brazil: causality tests
<i>Benjamin M. Tabak, Giovana L. Craveiro and Daniel O. Cajueiro</i> | Oct/2011 |
| 254 | Macropprudential Regulation and the Monetary Transmission Mechanism
<i>Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva</i> | Nov/2011 |
| 255 | An Empirical Analysis of the External Finance Premium of Public Non-Financial Corporations in Brazil
<i>Fernando N. de Oliveira and Alberto Ronchi Neto</i> | Nov/2011 |
| 256 | The Self-insurance Role of International Reserves and the 2008-2010 Crisis
<i>Antonio Francisco A. Silva Jr</i> | Nov/2011 |
| 257 | Cooperativas de Crédito: taxas de juros praticadas e fatores de viabilidade
<i>Clodoaldo Aparecido Annibal e Sérgio Mikio Koyama</i> | Nov/2011 |
| 258 | Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?
<i>Eduardo Luis Lundberg</i> | Nov/2011 |
| 259 | The impact of monetary policy on the exchange rate: puzzling evidence from three emerging economies
<i>Emanuel Kohlscheen</i> | Nov/2011 |
| 260 | Credit Default and Business Cycles: an empirical investigation of Brazilian retail loans
<i>Arnildo da Silva Correa, Jaqueline Terra Moura Marins, Myrian Beatriz Eiras das Neves and Antonio Carlos Magalhães da Silva</i> | Nov/2011 |
| 261 | The relationship between banking market competition and risk-taking: do size and capitalization matter?
<i>Benjamin M. Tabak, Dimas M. Fazio and Daniel O. Cajueiro</i> | Nov/2011 |
| 262 | The Accuracy of Perturbation Methods to Solve Small Open Economy Models
<i>Angelo M. Fasolo</i> | Nov/2011 |

263	The Adverse Selection Cost Component of the Spread of Brazilian Stocks <i>Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo and José Valentim Machado Vicente</i>	Dec/2011
264	Uma Breve Análise de Medidas Alternativas à Mediana na Pesquisa de Expectativas de Inflação do Banco Central do Brasil <i>Fabia A. de Carvalho</i>	Jan/2012
265	O Impacto da Comunicação do Banco Central do Brasil sobre o Mercado Financeiro <i>Marcio Janot e Daniel El-Jaick de Souza Mota</i>	Jan/2012
266	Are Core Inflation Directional Forecasts Informative? <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Jan/2012
267	Sudden Floods, Macroprudention Regulation and Stability in an Open Economy <i>P.-R. Agénor, K. Alper and L. Pereira da Silva</i>	Feb/2012
268	Optimal Capital Flow Taxes in Latin America <i>João Barata Ribeiro Blanco Barroso</i>	Mar/2012
269	Estimating Relative Risk Aversion, Risk-Neutral and Real-World Densities using Brazilian Real Currency Options <i>José Renato Haas Ornelas, José Santiago Fajardo Barbachan and Aquiles Rocha de Farias</i>	Mar/2012
270	Pricing-to-market by Brazilian Exporters: a panel cointegration approach <i>João Barata Ribeiro Blanco Barroso</i>	Mar/2012
271	Optimal Policy When the Inflation Target is not Optimal <i>Sergio A. Lago Alves</i>	Mar/2012
272	Determinantes da Estrutura de Capital das Empresas Brasileiras: uma abordagem em regressão quantílica <i>Guilherme Resende Oliveira, Benjamin Miranda Tabak, José Guilherme de Lara Resende e Daniel Oliveira Cajueiro</i>	Mar/2012
273	Order Flow and the Real: Indirect Evidence of the Effectiveness of Sterilized Interventions <i>Emanuel Kohlscheen</i>	Apr/2012
274	Monetary Policy, Asset Prices and Adaptive Learning <i>Vicente da Gama Machado</i>	Apr/2012
275	A geographically weighted approach in measuring efficiency in panel data: the case of US saving banks <i>Benjamin M. Tabak, Rogério B. Miranda and Dimas M. Fazio</i>	Apr/2012
276	A Sticky-Dispersed Information Phillips Curve: a model with partial and delayed information <i>Marta Areosa, Waldyr Areosa and Vinicius Carrasco</i>	Apr/2012
277	Trend Inflation and the Unemployment Volatility Puzzle <i>Sergio A. Lago Alves</i>	May/2012
278	Liquidez do Sistema e Administração das Operações de Mercado Aberto <i>Antonio Francisco de A. da Silva Jr.</i>	Maio/2012

279	Going Deeper Into the Link Between the Labour Market and Inflation <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	May/2012
280	Educação Financeira para um Brasil Sustentável Evidências da necessidade de atuação do Banco Central do Brasil em educação financeira para o cumprimento de sua missão <i>Fabio de Almeida Lopes Araújo e Marcos Aguerri Pimenta de Souza</i>	Jun/2012
281	A Note on Particle Filters Applied to DSGE Models <i>Angelo Marsiglia Fasolo</i>	Jun/2012
282	The Signaling Effect of Exchange Rates: pass-through under dispersed information <i>Waldyr Areosa and Marta Areosa</i>	Jun/2012
283	The Impact of Market Power at Bank Level in Risk-taking: the Brazilian case <i>Benjamin Miranda Tabak, Guilherme Maia Rodrigues Gomes and Maurício da Silva Medeiros Júnior</i>	Jun/2012
284	On the Welfare Costs of Business-Cycle Fluctuations and Economic-Growth Variation in the 20th Century <i>Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, João Victor Issler and Afonso Arinos de Mello Franco-Neto</i>	Jul/2012
285	Asset Prices and Monetary Policy – A Sticky-Dispersed Information Model <i>Marta Areosa and Waldyr Areosa</i>	Jul/2012
286	Information (in) Chains: information transmission through production chains <i>Waldyr Areosa and Marta Areosa</i>	Jul/2012
287	Some Financial Stability Indicators for Brazil <i>Adriana Soares Sales, Waldyr D. Areosa and Marta B. M. Areosa</i>	Jul/2012
288	Forecasting Bond Yields with Segmented Term Structure Models <i>Caio Almeida, Axel Simonsen and José Vicente</i>	Jul/2012
289	Financial Stability in Brazil <i>Luiz A. Pereira da Silva, Adriana Soares Sales and Wagner Piazza Gaglianone</i>	Aug/2012
290	Sailing through the Global Financial Storm: Brazil's recent experience with monetary and macroprudential policies to lean against the financial cycle and deal with systemic risks <i>Luiz Awazu Pereira da Silva and Ricardo Eyer Harris</i>	Aug/2012